

# INCORPORAÇÃO DA DEPENDÊNCIA ESPACIAL NA ANÁLISE DE UM EXPERIMENTO DE AVALIAÇÃO DE PROGÊNIES DE MILHO QUANTO À RESISTÊNCIA À FERRUGEM COMUM

## Spatial dependency analysis of a maize progeny to evaluation the common rust resistance

Heyder Diniz Silva<sup>1</sup>, Edinaldo Carvalho Guimarães<sup>2</sup>, Michelle Gonçalves Pedrosa<sup>3</sup>

### RESUMO

Fenômenos naturais, principalmente aqueles observados na agricultura, tais como produtividade de grãos e incidência de doenças, apresentam-se espacialmente autocorrelacionados. Conduziu-se este trabalho com o objetivo de avaliar a existência de dependência espacial entre as notas, relativas à resistência de progênies de milho à ferrugem comum e seus efeitos sobre a seleção de progênies. O delineamento experimental utilizado foi em blocos ao acaso com três repetições e 100 tratamentos (98 progênies F<sub>3</sub> e duas testemunhas). Na análise dos dados, considerou-se o modelo com erros independentes e com erros espacialmente autocorrelacionados. Verificou-se que o modelo com erros espacialmente correlacionados ajustou-se melhor aos dados. O efeito da dependência espacial foi altamente significativo, com alcance de 1,36 m. O número de progênies selecionadas ao se considerar a dependência espacial caiu de 23 para 11, e essas apresentaram um padrão de dispersão no campo bem mais condizente com o esperado.

**Termos para indexação:** Melhoramento vegetal, seleção, matriz de variância-covariância, *Puccinia sorghi*.

### ABSTRACT

The aim of this work was to evaluate the spatial dependency among the resistance scores of 98 maize progenies to the common rust (*Puccinia sorghi*) and its effects over the selection process. A randomized block design with 100 treatments (98 F<sub>2</sub> progenies and two checks) was used. Models with independent and spatially autocorrelated error were taken in account for the data analysis. The experiment showed a high spacial dependence. 23 progenies had been selected with the unadjusted means, and only 11 progenies showed the status of resistant, when the spacial dependence was take into account.

**Index terms:** Plant breeding, selection, variance-covariance matrix, *Puccinia sorghi*.

(Recebido para publicação em 30 de junho de 2003 e aprovado em 23 de julho de 2004)

### INTRODUÇÃO

Normalmente, pressupõe-se na análise estatística de um experimento de campo a independência entre os erros experimentais, o que implica que as observações realizadas em uma parcela independem das realizadas em suas vizinhas. Tem-se verificado nos últimos tempos (PEARCE, 1983; VIVALDI, 1990; DUARTE, 2000; TEIXEIRA, 2001; PONTES, 2002) que essa pressuposição nem sempre é atendida, o que pode comprometer os resultados da análise.

Entre as variáveis que podem apresentar dependência espacial, encontram-se a incidência de alguns fitopatógenos e seus sintomas, tal como a ferrugem comum, causada pelo fungo *Puccinia sorghi*, que é uma doença bastante disseminada no Brasil. Pedrosa (2002) aponta que são poucos os relatos na literatura de per

das, em lavouras comerciais de milho, devidas a essa doença, principalmente no Brasil. Contudo, Larson (2001) cita um ensaio conduzido por Kim e Brewbaker (1977), no Havaí, no qual foram observadas perdas médias de 35% em híbridos susceptíveis de milho.

De acordo com Gonçalves-Vidigal e Polentine (1999), o uso de cultivares resistentes é o método de controle preferido, por ser o mais barato e de fácil utilização. Esses autores acrescentam ainda que existem culturas nas quais o controle das doenças prejudiciais ocorre quase que exclusivamente por meio da resistência, visto que práticas culturais ou o emprego de produtos químicos constituem métodos de controle não satisfatórios.

1. Engenheiro Agrônomo, DS, Estatística e Experimentação Agronômica. FAMAT-UFU – Av. João Naves de Ávila, 2160 – Campus Santa Mônica – 38400-902 – Uberlândia, MG.

2. Engenheiro Agrícola, DS, Engenharia Agrícola. FAMAT-UFU.

3. Engenheira Agrônoma, MS, Fitotecnia.

A incorporação de genes para resistência a doenças em cultivares suscetíveis requer cruzamentos com fontes que possuam o(s) gene(s) para resistência, seguido de seleção entre as progênies segregantes das possuidoras da combinação gênica desejada. Considerando que além de serem resistentes, as progênies selecionadas devem apresentar boas características agronômicas, aliado à alta produtividade, a seleção das plantas se dá geralmente em experimentos de avaliação em campo.

Devido à característica de dispersão da *Puccinia sorghi*, pode-se encontrar em um mesmo campo de produção áreas com alta e baixa incidência de ferrugem, o mesmo podendo ocorrer em experimentos de avaliação de progênies. Tal comportamento conduz ao fato de que progênies localizadas mais próximas umas das outras, nos experimentos, tendam a apresentar comportamentos mais semelhantes do que progênies localizadas a maiores distâncias, o que caracteriza uma dependência espacial dos resultados.

Martinez (1994) argumenta que a correlação espacial implica em violações das pressuposições assumidas no modelo de análise não espacial e, conseqüentemente, na ineficiência da análise de variância tradicional, mesmo que se cumpram os princípios básicos da experimentação agrícola.

Cressie e Hartfield (1996) relatam que a dependência espacial tem sido reconhecida desde meados de 1930. Autores como Papadakis (1937), Bartlett (1978), Zimmerman e Harville (1991), Cressie e Hartfield (1996) e Duarte (2000) utilizam metodologias de análise de dados que consideram a correlação espacial entre as observações.

Segundo Cressie e Hartfield (1996), em ensaios de campo, estimadores precisos (estimadores com pequena variância) de efeitos de tratamentos, para reduzir ou controlar a variação residual (não devida a efeitos de tratamentos), podem ser obtidos de duas maneiras: a primeira e mais comum é utilizar delineamentos experimentais complexos, como os delineamentos em blocos, delineamento em linha-coluna e látice, entre outros. A segunda, que não é incompatível com a primeira, é utilizar modelos alternativos e análises que procuram modelar diretamente a heterogeneidade espacial.

Duarte (2000), trabalhando com ensaio de competição de cultivares de soja conduzido no delineamento em blocos aumentados, avaliou a produtividade de grãos mediante dois modelos matemáticos: i) modelo assumindo observações espacialmente independentes; ii) modelo admitindo uma estrutura de correlação espacial entre as observações. Pelos resultados obtidos, verifica-se melhor ajuste do modelo que adotou a estrutura de covariância espacial em relação ao modelo que adotou a estrutura de er-

ros independentes. Esse autor observa ainda que enquanto os melhores preditores lineares não-viesados estimados (EBLUP's) dos efeitos genotípicos individuais das progênies, obtidos pela análise com erros independentes, variaram entre -98,2 e 100,5, resultando uma amplitude genotípica de aproximadamente 200 kg/ha, na análise incorporando a dependência espacial, essa amplitude foi superior a 500 kg/ha (valores entre -337,0 e 200,5). O incremento de mais de 150% na capacidade de diferenciação entre os genótipos, aliado a menores erros padrões associados aos preditores, obtidos pela análise incorporando a dependência espacial, confirma a superioridade dessa análise na diferenciação dos genótipos.

Em vista disso, objetivou-se, no presente trabalho, verificar a existência de dependência espacial entre as notas de resistência à *Puccinia sorghi* em um experimento de avaliação de progênies F<sub>2</sub> de milho e sua influência na seleção.

## MATERIAL E MÉTODOS

Utilizaram-se no presente trabalho os dados referentes a um ensaio de avaliação de 98 progênies F<sub>3</sub> de milho oriundas do cruzamento entre a linhagem BS001, susceptível a *Puccinia sorghi* Schwein. e *Phaosphaeria maydis* (P.Henn.) Rane Payak & Renfro e a linhagem resistente BS002. Utilizou-se o delineamento experimental em blocos casualizados completos com três repetições. O experimento foi conduzido em Patos de Minas, MG, no ano agrícola de 2000/2001. As parcelas experimentais foram constituídas de uma linha de 6 m, espaçadas de 0,75 m entre si. Um corredor de 1 m separou as parcelas localizadas numa mesma linha de plantio. Adotou-se uma densidade de semeadura de seis sementes por metro linear.

No experimento de avaliação, foram incluídos os dois progenitores como testemunhas, totalizando, portanto, 100 tratamentos. Para avaliação das progênies, foi utilizada uma escala de notas de acordo com a severidade dos sintomas: um (sem sintomas) a nove (mais de 80% da área foliar com sintomas), notas essas atribuídas independentemente por dois avaliadores.

Para análise dos dados, foi adotado o seguinte modelo:

$$y_{ij} = \mu + \beta_j + \tau_i + e_{ij} \quad (1)$$

em que:

$y_{ij}$  é a nota média dos dois avaliadores para o tratamento  $i$  ( $i=1,2,\dots, 100$ ) no bloco  $j$  ( $j=1, 2,3$ );

$\mu$  é uma constante inerente a todas observações;

$\beta_j$  é o efeito do bloco  $j$ ;

$\tau_i$  é o efeito do tratamento  $i$ ;

$e_{ij}$  é o erro aleatório associado à observação  $y_{ij}$ ;  $e_{ij} \sim N(0, V)$ .

Foram consideradas as seguintes estruturas para a matriz de variâncias-covariâncias,  $V$ :

i.  $V = I\sigma^2$  (modelo com erros independentes);

ii.  $V = Cov(e_i, e_i) = \sigma^2 [f(h_{ii})]$  (modelo com erros espacialmente correlacionados).

Sendo  $f(h_{ii})$  modelado por:

$$f(h_{ii}) = \left[ 1 - 1,5 \left( \frac{h_{ii}}{\rho} \right) + 0,5 \left( \frac{h_{ii}}{\rho} \right)^3 \right] \cdot I_{(h_{ii} < \rho)} \quad (\text{Modelo esférico}); \quad (2)$$

em que:

$h_{ii}$  é a distância entre  $s_i$  e  $s_j$ , localização das parcelas contendo os tratamentos  $i$  e  $j$ ;

$\rho$  é o parâmetro de dependência espacial (range);

$$I_{(h_{ii} < \rho)} = \begin{cases} 1 & \text{se } h_{ii} < \rho, \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases}$$

Os parâmetros  $\sigma^2$  e  $\rho$  foram estimados por meio do método da máxima verossimilhança.

Conforme indicado por Littel et al. (1996), a presença de dependência espacial foi avaliada por meio do teste da razão de verossimilhança para a hipótese:

$$\begin{cases} H_0 : \rho = 0 \\ H_a : \rho \neq 0 \end{cases}$$

Adotou-se como melhor modelo para análise dos dados aquele que se apresentou superior em pelo menos dois dos seguintes critérios de aferição da qualidade do ajuste de modelos: Akaike, Schwartz e Log Likelihood, como indicado por Littel et al. (1996).

Realizou-se a seleção das progênies, tendo por base as médias não ajustadas (ignorando a dependência

espacial) e as ajustadas para o efeito da dependência espacial. O critério de seleção adotado consistiu em selecionar todas as progênies que apresentaram nota média igual ou inferior à do progenitor resistente.

## RESULTADOS E DISCUSSÃO

Verifica-se, na Tabela 1, (na qual encontram-se apresentadas as estatísticas para avaliação da qualidade do ajuste dos dois modelos) que, em todos os critérios de avaliação adotados, o modelo com erros dependentes apresentou menores estimativas (em módulo), para tais estatísticas, em relação ao modelo com erros independentes; portanto, esse modelo ajustou-se melhor aos dados do que o modelo com erros independentes.

Uma vez que os dois modelos diferem-se por apenas um parâmetro ( $\rho$ ), que mede o grau de dependência espacial entre os resíduos, a significância desse pôde ser avaliada por meio do teste da razão de verossimilhança, cuja estatística teste, nesse caso, seguirá uma distribuição de Qui-quadrado com um grau de liberdade ( $\chi^2_{(1)}$ ). A partir dos resultados da Tabela 1, obtém-se o valor calculado de 9,718 (504,1589-494,4409), o qual foi altamente significativo ( $P < 0,0001$ ), indicando a existência de dependência entre os resíduos. O parâmetro  $\rho$ , (range) que mede o "alcance" da dependência espacial, foi estimado em 1,3638 m (Tabela 2), inferindo-se que parcelas distanciadas de mais de 1,36 m são independentes entre si, ou seja, a covariância entre elas é nula, conforme ilustrado na Figura 1. Já parcelas que apresentam distâncias entre si inferiores a 1,36 m, apresentam uma certa covariância, que vai diminuindo com o aumento da distância.

**TABELA 1** – Critérios para avaliação do ajuste dos modelos com erros independentes e com dependência espacial.

Critério de Ajuste	Modelo	
	Erros Independentes	Dependência Espacial
Res. Log Verossimilhança	-252,079	-247,220
Informação de Akaike	-253,079	-249,220
Bayesiano de Schwarz	-254,721	-252,504
-2(Res. Log Verossimilhança)	504,1589	494,4409

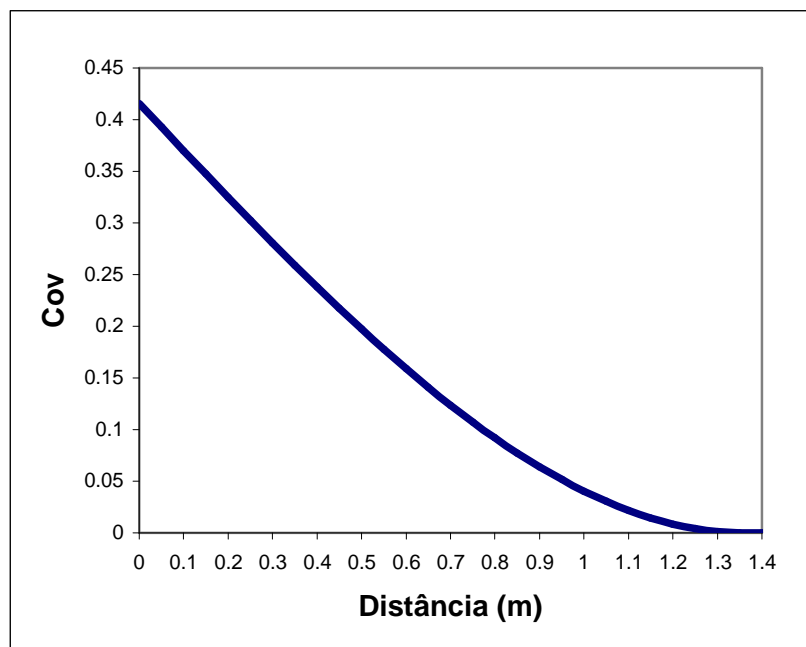
Observa-se, na Tabela 2, que os efeitos fixos de tratamentos foram altamente significativos em ambos os modelos ( $p < 0,001$ ), indicando a existência de segregação entre as progênies quanto à resistência a *Puccinia sorghi*, fato esse que viabiliza o processo de identificação das progênies resistentes.

As estimativas das médias não ajustadas e ajustadas são apresentadas na Tabela 3. Observa-se que as notas médias não ajustadas variaram de 2,00 a 4,67, e

as ajustadas, de 2,02 a 4,69, sendo a amplitude de variação, nas duas situações, igual a 2,67. Semelhantemente aos resultados obtidos por Duarte (2000), que comparou as médias não ajustadas ao BLUP (melhor preditor linear não viesado), considerando a dependência espacial, as médias ajustadas para dependência espacial, aqui obtidas, também apresentaram menores erros padrões do que as não ajustadas, implicando uma maior precisão dessas estimativas.

**TABELA 2** – Teste de hipótese para os efeitos fixos e estimativas dos efeitos aleatórios, considerando os modelos com erros independentes e com dependência espacial.

Efeitos	GL	Modelo	
		Erros Independentes	Dependência Espacial
Repetições	2	$P < 0,001$	$P < 0,001$
Tratamentos	99	$P < 0,001$	$P < 0,001$
Resíduo	197	0,4166	0,4157
Range		-	1,3638



**FIGURA 1** – Representação gráfica das estimativas das covariâncias entre as parcelas em função da distância entre as parcelas estimadas pela equação (2).

**TABELA 3** – Estimativas das notas médias não ajustadas e ajustadas para dependência espacial para as 98 progênes F<sub>2</sub> e os dois progenitores (P1 e P2).

Prog.	Não ajust.	ajust.	Prog.	não ajust.	ajust.	Prog.	não ajust.	ajust.	Prog.	não ajust.	ajust.
1	2,67	2,64	26	4,00	3,92	51	3,00	2,94	76	3,00	2,95
2	3,67	3,67	27	3,67	3,70	52	2,67	2,63	77	3,00	2,96
3	4,33	4,36	28	4,42	4,38	53	3,00	3,07	78	2,67	2,63
4	3,67	3,39	29	4,00	4,07	54	3,33	3,45	79	4,00	3,97
5	4,33	4,39	30	2,00	2,02	55	2,67	2,96	80	3,33	3,44
6	3,00	2,96	31	2,67	2,67	56	4,00	4,14	81	3,00	3,02
7	3,67	3,73	32	2,67	2,73	57	3,33	3,57	82	3,00	2,96
8	3,67	3,51	33	3,33	3,36	58	3,67	3,92	83	3,67	3,64
9	4,33	4,28	34	3,00	2,96	59	4,67	4,62	84	4,00	4,19
10	3,00	3,16	35	3,67	3,60	60	3,67	3,57	85	3,33	3,39
11	2,67	2,74	36	2,67	2,82	61	2,33	2,40	86	3,00	2,99
12	2,67	2,72	37	3,33	3,21	62	3,00	3,01	87	3,00	2,99
13	3,33	3,45	38	3,33	3,41	63	3,33	3,21	88	2,33	2,57
14	4,00	4,01	39	3,67	3,61	64	3,33	3,32	89	3,33	3,33
15	3,00	2,93	40	3,33	3,32	65	3,00	3,03	90	2,33	2,38
16	3,67	3,60	41	3,33	3,35	66	3,67	3,51	91	4,67	4,60
17	3,67	3,56	42	2,33	2,37	67	3,33	3,22	92	2,67	2,59
18	2,67	2,64	43	3,33	3,34	68	2,33	2,36	93	2,67	2,73
19	3,67	3,77	44	3,33	3,44	69	3,67	3,55	94	3,00	2,87
20	2,67	2,58	45	3,00	2,93	70	3,67	3,45	95	3,67	3,75
21	4,67	4,69	46	3,67	3,80	71	3,33	3,12	96	4,00	4,01
22	3,00	3,01	47	3,67	3,62	72	3,33	3,24	97	4,33	4,20
23	2,67	2,66	48	4,33	4,25	73	4,00	3,94	98	3,67	3,45
24	2,33	2,52	49	3,67	3,52	74	2,33	2,48	P1	2,67	2,62
25	2,00	2,11	50	3,33	3,35	75	3,67	3,65	P2	3,67	3,64

De acordo com o critério de seleção adotado, que consistiu em selecionar todas as progênes com notas médias iguais ou inferiores à nota média do progenitor resistente (P1), ao utilizar as médias não ajustadas, foram selecionadas, em ordem de resistência, as progênes de números 25, 30, 24, 42, 61, 68, 74, 88, 90, 1, 11, 12, 18, 20, 23, 31, 32, 36, 52, 55, 78, 92 e 93, e, as progênes de números 25, 30, 24, 42, 61, 68, 74, 88 e 90 apresentaram-se mais resistentes que P1. Realizando a seleção sobre as médias ajustadas, foram selecionadas as progênes: 30, 25, 68, 42, 90, 61, 74, 24, 88, 20 e 92, das quais apenas as de número 20 e 92 apresentaram resistência igual a P1. Confrontando esses resultados, ve-

rifica-se que todas as 11 progênes selecionadas com base nas médias ajustadas encontram-se entre as 23 selecionadas com base nas médias não ajustadas. Nota-se ainda que se o critério fosse o de selecionar apenas as progênes com notas médias inferiores a do progenitor resistente, o fato de considerar ou não a dependência espacial não alteraria as progênes selecionadas. Entretanto, a seleção feita usando a dependência parece ser mais adequada, pois foi mais rigorosa, isto é, um número menor de progênes foi considerado resistente. Tal fato está associado à retirada da componente sistemática, medida pela dependência espacial do erro aleatório do experimento. Refletindo também na redução dos erros-

padrão das estimativas das médias, que no caso das médias não ajustadas foi de 0,37 e para as médias ajustadas foi de 0,36 ou 0,35, exceto para a progênie 28, que apresentou erro padrão de 0,46 e 0,43, respectivamente para a média não ajustada e ajustada, indicando, como esperado, uma maior precisão na estimativa das médias ajustadas. Duarte (2000) e Pontes (2002) também verificaram que a incorporação da dependência espacial no modelo de análise reduz o erro experimental.

As localizações das progênies selecionadas no experimento de campo são apresentadas nas Figuras 2 e 3. Verifica-se que as nove progênies que não foram selecionadas, ao se considerar a dependência espacial, localizavam-se ao lado de pelo menos uma das progênies consideradas resistentes em ao menos uma das repetições.

Uma vez que o alcance da dependência espacial estimado foi de 1,36 m (Tabela 2), as parcelas laterais à

parcela avaliada exercem uma grande influência sobre a mesma, pois o espaçamento utilizado (0,75 m) é inferior ao alcance.

Essa influência pode ter sido manifestada na forma de pressão de inoculo, uma vez que as parcelas consideradas mais resistentes foram aquelas com menores sintomas. Pode-se inferir que ao redor delas houve uma menor pressão de inóculo (esporos) do que nas proximidades de uma parcela que recebeu notas elevadas (muitos sintomas). Esse fato justifica a não-inclusão de progênies, como, por exemplo, a 55, que na segunda repetição estava circundada por 3 progênies resistentes, (25, 30 e 90) e na terceira repetição estava ao lado de uma (88), entre as selecionadas por meio das médias ajustadas para a dependência espacial. E, na primeira repetição, estava próxima a três progênies (1, 11 e 20) semelhantes a ela.

Bloco 1										Bloco2										Bloco3									
71	98	68	37	12	57	2	49	30	90	47	14	35	10	46	73	38	81	59	92	40	35	53	98	4	56	36	44	51	49
78	95	69	33	14	51	8	41	22	88	87	4	15	40	26	23	28	71	79	42	52	13	8	65	93	78	80	33	95	5
75	100	66	39	16	52	5	42	29	86	27	74	75	20	96	3	8	11	89	32	74	90	19	20	70	45	3	77	28	38
74	96	67	35	13	59	9	43	26	87	17	24	85	80	16	13	58	1	9	2	18	46	30	76	26	100	92	10	84	27
73	94	63	36	15	56	6	45	25	81	67	84	55	90	36	63	68	61	49	82	41	57	64	43	82	67	47	88	62	16
72	97	65	38	17	54	4	44	24	84	57	64	25	30	56	83	78	91	99	62	7	91	86	9	71	12	81	55	6	83
77	93	70	34	20	53	1	50	27	89	37	34	95	70	6	93	98	31	39	22	96	68	42	87	15	23	14	11	73	60
79	91	62	31	19	55	10	47	21	82	77	54	5	60	76	53	18	51	69	52	29	2	31	32	59	89	25	66	39	61
76	92	61	40	11	60	7	46	28	85	7	44	45	100	86	33	48	21	19	12	85	24	97	21	48	34	58	99	50	94
80	99	64	32	18	58	3	48	23	83	97	94	65	50	66	43	88	41	29	72	63	79	75	54	37	1	69	22	17	72

FIGURA 2 – Representação gráfica da localização das 23 progênies selecionadas com base nas médias não ajustadas para a dependência espacial, nas três repetições do experimento.

Bloco 1										Bloco 2										Bloco3									
71	98	68	37	12	57	2	49	30	90	47	14	35	10	46	73	38	81	59	92	40	35	53	98	4	56	36	44	51	49
78	95	69	33	14	51	8	41	22	88	87	4	15	40	26	23	28	71	79	42	52	13	8	65	93	78	80	33	95	5
75	100	66	39	16	52	5	42	29	86	27	74	75	20	96	3	8	11	89	32	74	90	19	20	70	45	3	77	28	38
74	96	67	35	13	59	9	43	26	87	17	24	85	80	16	13	58	1	9	2	18	46	30	76	26	100	92	10	84	27
73	94	63	36	15	56	6	45	25	81	67	84	55	90	36	63	68	61	49	82	41	57	64	43	82	67	47	88	62	16
72	97	65	38	17	54	4	44	24	84	57	64	25	30	56	83	78	91	99	62	7	91	86	9	71	12	81	55	6	83
77	93	70	34	20	53	1	50	27	89	37	34	95	70	6	93	98	31	39	22	96	68	42	87	15	23	14	11	73	60
79	91	62	31	19	55	10	47	21	82	77	54	5	60	76	53	18	51	69	52	29	2	31	32	59	89	25	66	39	61
76	92	61	40	11	60	7	46	28	85	7	44	45	100	86	33	48	21	19	12	85	24	97	21	48	34	58	99	50	94
80	99	64	32	18	58	3	48	23	83	97	94	65	50	66	43	88	41	29	72	63	79	75	54	37	1	69	22	17	72

FIGURA 3 – Representação gráfica da localização das 11 progênies selecionadas com base nas médias ajustadas para dependência espacial, nas três repetições do experimento.

### CONCLUSÕES

Houve uma dependência espacial significativa entre as notas médias das progênies de milho quanto à resistência à ferrugem comum, com alcance entre parcelas estimado em 1,36 m. Inferindo-se que parcelas próximas exercem influência sobre as notas das parcelas vizinhas.

Das progênies selecionadas com base na nota média não ajustada, 47,8% (11 em 23) foram consideradas resistentes ao se utilizar o modelo que considera a dependência espacial.

### REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BARTLETT, M. S. Nearest neighbour models in the analysis for field experiments (with discussion). **Journal of the Royal Statistical Society. B**, London, v. 40, n. 2, p. 147-174, 1978.
- CRESSIE, N.; HARTFIELD, M. N. Conditionally specified gaussian model for spatial statistical analysis of field traits. **Journal of Agricultural, Biological, and Environmental Statistics**, Washington, v. 1, n. 1, p. 60-77, Mar. 1996.
- DUARTE, J. B. **Sobre o emprego e a análise estatística do delineamento em blocos aumentados no melhoramento genético vegetal**. 2000. 293 f. Tese (Doutorado em Genética e Melhoramento de Plantas) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Piracicaba, 2000.
- GONÇALVES-VIDIGAL, M. C.; POLENTINE, J. P. Melhoramento para fatores bióticos: resistência às doenças. In: DESTRO, D.; MONTALVÁN, R. (Orgs.). **Melhoramento genético de plantas**. Londrina: UEL, 1999. 818 p.
- LARSON, E. J. **Managin field corn infected with common rust. MSU CARES (Coordinated Acces to the Research and Extension System)**. Mississippi: Mississippi Agricultural and Florestry Experiment Station; Mississippi State University, 2001. Disponível em: <<http://www.msucares.com/pubs/rr22-9.htm>>. Acesso em: 22 mar. 2002.
- LITTEL, R. C.; MILLIKEN, G. A.; STROUP, W. W.; WOLFINGER, R. D. **SAS System for Mixed Models**. Cary: SAS Institute, 1996. 633 p.
- MARTINEZ, R. B. Control de la correlacion especial en experiments de campo em el sector agricola. **Agronomia Colombiana**, [S.l.], v. 11, n. 1, p. 83-89, 1994.
- PAPADAKIS, J. Method statistique pour des expériences sur champ. **Bulletin Institute Amélior. Plantes à Salonique**, [S.l.], n. 23, 1937.
- PEARCE, S. C. **The agriculture field experiment**. New York: John Wiley, 1983. 335 p.
- PEDROSA, M. G. **Mapeamento genético para resistência à Cercosporiose, mancha de feosféria e ferrugem comum na cultura do milho**. 2002. 102 f. Dissertação (Mestrado em Agronomia) – Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, 2002.
- PONTES, J. M. **A geoestatística: aplicações em experimentos de campo**. 2002. 82 p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2002.
- TEIXEIRA, F. C. **Análise estatística espacial aplicada a um ensaio florestal**. 2001. 73 p. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2001.
- VIVALDI, L. J. Comparação entre métodos de análise espacial de experimentos de campo. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, Brasília, v. 25, n. 1, p. 77-84, jan. 1990.
- ZIMMERMAN, D. I.; HARVILLE, D. A. A random field approach to the analysis of field-plot experiments and other special experiments. **Biometrics**, Raleigh, v. 47, n. 1, p. 233-239, mar. 1991.